

Examen dimanche 16 avril

Seul document autorisé : notes de cours prises par Xiao Li & Rakai CHEN

Mesures invariantes

déf : μ mesure invariante pour (X_n) chaîne de Markov sur E si

$$\forall x \in E \quad \mu(x) = \sum_{y \in E} \mu(y) Q(y, x)$$

Cas où $|E| = n$

Q est une matrice $n \times n$ et $\forall x \in E, \sum_y Q(x, y) = 1$

$Q \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} \rightarrow \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix}$ est vecteur propre pour la valeur

propre 1 $\Leftrightarrow {}^t Q$ admet 1 comme valeur propre $\Rightarrow \exists V \neq \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$

${}^t Q V = V \Rightarrow$ si on pose $\mu(x) = V_x$, μ est une mesure invariante.

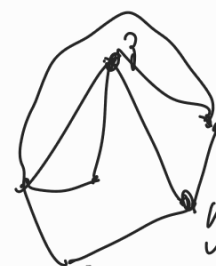
si X_0 est aléatoire et $P(X_0 = y) = \mu(y)$ alors $\forall x$,

$$P(X_1 = x) = \sum_y P(X_0 = y) Q(y, x) = \sum_y \mu(y) Q(y, x) = \mu(x)$$

Par récurrence, $\forall n, \forall x, P(X_n = x) = \mu(x)$

exple : marche aléatoire sur un graphe fini

alors (anciennement) $\mu(y) = \text{degré}(y)$ est une



$\text{degré}(3) = 4$

$\rightarrow \text{degré}(y) = 3$

mesure invariante. $\text{degré}(y) = \text{nombre d'arêtes incidentes à } y$

Th . si x récurrent, alors, la mesure μ donnée $\mu(y) = \mathbb{E}_x \left(\sum_{k=1}^{N_x} 1_{(X_k=y)} \right)$
est invariante $\hookrightarrow \mu(x) = 1$

. en particulier si y est transitoire, $\mu(y) = 0$

Th : . si la chaîne est irréductible, il existe une seule probabilité invariante.
. si la chaîne est réunion de k composants récurrents irréductibles $C_1, C_2 \dots C_k$, alors il existe une unique proba invariante μ_i sur chaque C_i et toute mesure invariante s'écrit $\sum_{i=1}^k \lambda_i \mu_i$

Th soit (X_n) chaîne de Markov irréductible sur E ($|E| = n$)

Alors pour toute fonction $f: E \rightarrow \mathbb{R}$, $\forall x \in E$, on a $\mathbb{P}_x - \text{ps}$

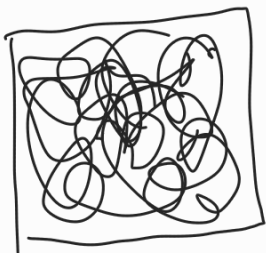
$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n f(X_k) \longrightarrow \int f d\mu = \sum_{y \in E} \mu(y) f(y)$$

où μ est l'unique proba invariante.

(Théorème ergodique) $\int f d\mu$: moyenne spatiale (moyenne sur l'espace E)

$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n f(X_k)$: moyenne temporelle (moyenne sur le temps)

remarque : si on prend X_0 aléatoire, $X_0 \sim \mu$, alors $\forall n, X_n \sim \mu$



"La chaîne remplit tout l'espace de manière homogène"

Remarque : il existe des théorèmes ergodiques pour des systèmes déterministes (systèmes dynamiques) : $T: E \rightarrow E$

$$\frac{1}{n} \left(T(x) + T \circ T(x) + \dots + \underbrace{T \circ \dots \circ T(x)}_{n \text{ fois}} \right)$$

idée de démonstration : $T_1(x) = H_x = \inf \{ n \geq 1, X_n = x \}$

$$T_2(x) = H_x \circ \Theta_{T_1} = \inf \{ n \geq T_1+1, X_n = x \}$$

$$T_{n+1}(x) = H_x \circ \Theta_{T_n} = \inf \{ k \geq T_n+1, X_k = x \}$$

on peut dire, par la propriété forte de Markov, les suites formées

$\left. \begin{array}{l} (X_0, X_1, \dots, X_{T_1-1}) \\ (X_{T_1}, X_{T_1+1}, \dots, X_{T_2-1}) \\ (X_{T_2}, X_{T_2+1}, \dots, X_{T_3-1}) \end{array} \right\}$ ont la même loi et sont indépendantes

$$A_k^f = \sum_{i=0}^{T_{k+1}-T_k-1} f(X_{T_k+i}), \text{ alors les } (A_k^f)_{k \geq 0} \text{ sont iid}$$

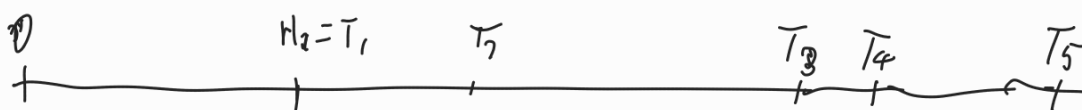
• N_y , le nombre de visites de y avant H_x est aléatoire, géométrique \rightarrow d'espérance

$$f^m: N_1(y) = \sum_{i=0}^{H_x-1} \mathbb{1}_{\{X_i=y\}}, \quad E(N_1(y)) < \infty$$

$$H_x = \sum_{y \neq x} N_1(y) \Rightarrow E(H_x) = \sum_{y \neq x} E(N_1(y)) < \infty$$

• comme $E(H_x) < \infty$, $E(|A_1^f|) = E\left(\sum_{i=0}^{H_x-1} f(X_{i+1})\right) \leq \sup |f| \cdot E(H_x) < \infty$

• D'après la loi des grands nombres $\frac{A_1^f + A_2^f + \dots + A_n^f}{n} \xrightarrow{p.s.} E(A_1^f)$



$$\frac{\sum_{i=1}^{T_n} f(X_i)}{n} \rightarrow E(A_1^f)$$

$$\frac{\sum_{i=1}^{T_n} f(X_i)}{T_n} = \frac{\sum_{i=1}^{T_n} f(X_n)}{n} \xrightarrow{p_0} \frac{E(A_f)}{E(H_x)}$$

Un argument technique permet de montrer que $\frac{\sum_{i=1}^n f(X_i)}{n} \rightarrow \frac{E(A_f)}{E(H_x)}$

en prenant tous les entiers n et pas seulement les entiers de la forme T_k

déf: Soit (X_n) chaîne irréductible, x récurrent, la période de x est le PGCD

$$\text{de } L_x = \{ n \geq 0, Q_n(x, x) > 0 \}$$

ex: marche aléatoire sur



$$L_x = \{ 0, 2, 3, 4, 5, 6, 7, \dots \}$$

période = 1



$$L_x = 2\mathbb{N}$$

X_{2n} est un point \bullet

X_{2n+1} \circ

période = 2

plus généralement, période = 2 pour la marche aléatoire sur un graphe

biparti: graphe où les sommets peuvent être classés en $\begin{pmatrix} \bullet \\ \circ \end{pmatrix}$ et toute

arête joint \bullet et \circ



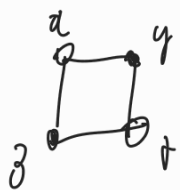
déf: (X_n) chaîne de Markov irréductible, $|E| = a$. X_n est a-périodique

si la période de tout point de E est 1

Th : (convergence vers la mesure invariante) . (X_n) chaîne de Markov irréductible, a périodique sur E fini, μ proba invariante. alors $\forall x \in E$,

$$\sum_{y \in E} |P_x(X_n=y) - \mu(y)| \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

remarque : si la chaîne n'est pas a périodique, c'est parce



la loi uniforme est l'unique mesure de proba invariante
 $P_z(X_{2n+1}=z) = 0$ ou $\mu(z) = \frac{1}{4}$

• si (X_n) chaîne de Markov, la version paresseuse ("lazy random walk") de (X_n) est la chaîne (Y_n) où on a remplacé $Q(x,y)$ par

$$\tilde{Q}(x,y) = \begin{cases} \frac{Q(x,y)}{2} & \text{si } y \neq x \\ \frac{1}{2} + \frac{Q(x,x)}{2} & \text{si } y = x \end{cases}$$

si X_n irréductible, Y_n irréductible et on a la même proba invariante

μ : si $\mu(x) = \sum_y \mu(y) Q(y,x)$

alors

$$\mu(x) = \sum_{y \neq x} \mu(y) \frac{Q(y,x)}{2} + \mu(x) \left(\frac{1}{2} + \frac{Q(x,x)}{2} \right)$$

(\Rightarrow)

$$\frac{\mu(x)}{2} = \sum_y \mu(y) \frac{Q(y,x)}{2}$$

μ est a périodique puisque $\tilde{Q}(x,x) > 0 \quad \forall x \in E$

Le théorème de convergence vers la mesure invariante s'applique pour (Y_n)

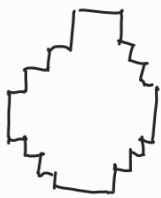
μ mesure invariante = mesure d'équilibre

invariant measure, equilibrium measure, steady state

Application : génération aléatoire. n reussimula par ordinateur une variable aléatoire X . On trouve une chaîne de Markov (X_n) telle que la loi μ de X soit la mesure invariante pour (X_n) . On part de X_0 fixé et pour n assez grand, X_n a presque la même loi que X .

exemple : pavage du dièdre régulier. on veut tisser au hasard, uniformément,

un pavage par des rectangles 2×1



parfois, on ne sait pas calculer explicitement la loi de X . (Physique statistique). Ensemble fini, $\forall x \in E$, $H(x)$ hamiltonien de X , on veut

simuler une variable aléatoire X telle que $P_\beta(X=x) = \frac{e^{+\beta H(x)}}{\sum_{y \in E} e^{\beta H(y)}} = \mu_\beta(x)$. Calculer Z

est difficile si E très grand. Dans ce cas, on cherche une chaîne de Markov $(X_n^{(\beta)})$ telle que μ_β soit la mesure invariante pour $(X_n^{(\beta)})$.

Méthode de Monte-Carlo...

→ Question : combien de temps doit-on attendre ?

X_0 , loi de X_n est proche de la loi μ si n est grand

recuit simulé ("simulated annealing") : $F : E \rightarrow \mathbb{R}$ Fonction difficile à calculer.

trouve a où F atteint son minimum. $B > 0$

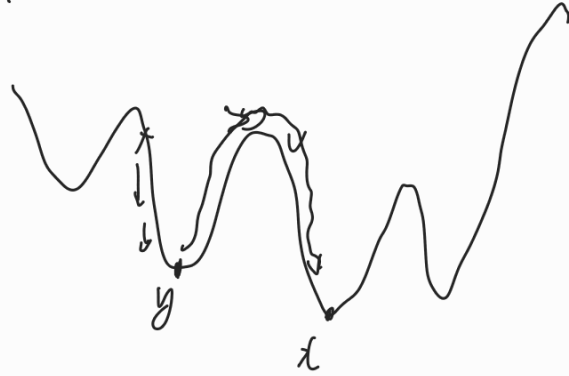
→ on cherche une chaîne de Markov $(X_n^{(B)})$ telle que la proba invariante

soit $\mu_\beta(x) = \frac{e^{-\beta F(x)}}{\sum_{y \in E} e^{-\beta F(y)}}$. Pour β grand et n grand, X_n^β est avec

probas proche de 1 au point qui minimise F

idée: méthode déterministe: on suit la pente:

recuit simple: (X_n) franchit



Cas où E est infini: Dans certains cas, il n'existe pas de mesure invariante.

Si (X_n) irréductible et α récurrent alors

$$\mu(y) = \mathbb{E}_x \left(\sum_{k=0}^{H_x-1} \mathbb{1}_{(X_k=y)} \right) \text{ est une mesure invariante.}$$

et elle est unique à multiplication près par une constante.

deux cas possibles: $\mu(E) = \sum_{x \in E} \mu(x) < \infty$ (X_n) récurrente positive

$\mu(E) = \infty$ (X_n) récurrente nulle

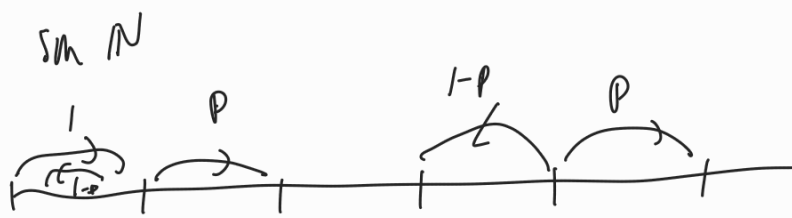
$$\mu(E) = \sum_{y \in E} \mu(y) = \sum_{y \in E} \mathbb{E}_x \left(\sum_{k=0}^{H_x-1} \mathbb{1}_{(X_k=y)} \right) = \mathbb{E}_x \left(\sum_{k=0}^{H_x-1} 1 \right) = \mathbb{E}_x (H_x)$$

récurrent positif $\Leftrightarrow \mathbb{E}_x (H_x) < \infty$

ex marche aléatoire simple sur \mathbb{Z} (et sur \mathbb{Z}^2) est récurrente nulle

$$\mathbb{P}(H_x = n) = \frac{1}{2^n} \frac{2}{n+1} \binom{2n}{n} \sim \frac{c}{n^{3/2}} \quad \sum_n \mathbb{P}(H_x = n) = \infty$$

$$\frac{1}{n+1} \binom{2n}{n} = C_n \quad : \quad n\text{-ième nombre de Catalan}$$



$$p < \frac{1}{2}$$

$$Q(0,1) = 1$$

$$\begin{cases} Q(n, n+1) = p \\ Q(n, n-1) = 1-p \end{cases}$$

$$n \geq 1$$

Q définit une chaîne de Markov (X_n) sm \mathbb{N} qui est récurrente positive

$$\mu(n) = \left(\frac{p}{1-p}\right)^n$$

$$n \geq 1$$

définit une mesure invariante

Th ergodique (X_n) récurrente positive, irréductible, μ proba invariante

f positive ou $f \in L^1(\mu)$ alors $\forall x, \mathbb{P}_x - p.s$

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n f(X_k) \rightarrow \int f d\mu = \sum_{y \in E} \mu(y) f(y)$$